

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Werner Karr

Probleme der Saisonbereinigung bei trendabhängiger
Saisonkomponente

8. Jg./1975

3

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin
Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB),
90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16,
E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart: Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart: Telefon 07 11/78 63-0;
Telefax 07 11/78 63-84 30: E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30.
Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309.
ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Probleme der Saisonbereinigung bei trendabhängiger Saisonkomponente

Dargestellt am Beispiel der Statistiken der Arbeitslosen und der offenen Stellen*

Werner Karr

Die Ausschaltung jahreszeitlich bedingter Einflüsse aus wirtschaftsstatistischen Reihen (Saisonbereinigung) gilt heute als allgemein anerkanntes Verfahren zur besseren Diagnose kurz- und mittelfristiger wirtschaftlicher Entwicklungen. Die im Laufe der Zeit zu diesem Zweck entwickelten statistischen Methoden sind zunehmend verfeinert worden. In theoretischen Erörterungen über Saisonbereinigungsverfahren stehen dabei derzeit die Schätzproblematik und die Bestimmung von Gütekriterien im Vordergrund. Weniger Beachtung erfährt dagegen die dem Verfahren zugrundeliegende, mehr realwissenschaftlich orientierte Modellspezifikation.

Am Beispiel der Statistiken der Arbeitslosen und offenen Stellen wird im folgenden Aufsatz gezeigt, daß die zur Zeit nicht immer zufriedenstellenden Ergebnisse von Saisonbereinigungen aber hauptsächlich aus einer den veränderten Reihenstrukturen nicht mehr adäquaten Modellspezifikation herrühren. Die Bereinigungen lassen sich zwar durch die Wahl anderer bzw. die Modifikation bestehender Ansätze verbessern. Eine grundsätzliche Lösung der anstehenden Probleme kann aber nur über eine Änderung und Erweiterung der dem Saisonbereinigungsverfahren zugrundeliegenden Modelle herbeigeführt werden.

Die Untersuchung wurde im IAB durchgeführt.

Gliederung

1. Einleitung
2. Problemkreise der Saisonbereinigung
 - 2.1 Die Modellspezifikation
 - 2.2 Die Schätzproblematik
 - 2.3 Gütekriterien
3. Modellspezifikation
 - 3.1 Historischer Überblick
 - 3.2 Heute gebräuchliche Strukturen
 - 3.3 Implikationen
4. Empirische Ergebnisse
5. Zusammenfassung

1. Einleitung

Die Ausschaltung von saisonalen Schwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen mit dem Ziel der besseren Beurteilung kurz- und mittelfristiger Entwicklungstendenzen wird schon seit gut 100 Jahren versucht. Die in diesem Zeitraum entwickelten Verfahren zur Saisonbereinigung weichen unter verschiedenen Gesichtspunkten zum Teil stark voneinander ab und führen mithin auch zu unterschiedlichen Ergebnissen¹⁾. Entsprechend kontrovers verlief die Diskussion über die Möglichkeit von Saisonbereinigungen überhaupt bzw. über die jeweiligen Vor- und Nachteile der einzelnen Verfahren²⁾. Heute ist nur noch der zuletzt genannte Punkt, die Diskussion um die relative Güte eines bestimmten Verfahrens, relevant. Die Frage, ob Saisonbereinigungen überhaupt sinnvoll durchzuführen seien, steht dagegen, zumindest bei den einschlägigen Instanzen

der Wirtschaftsforschung und -politik, nicht mehr zur Debatte.

In der Bundesrepublik Deutschland sind es Wirtschaftsforschungsinstitute, das Statistische Bundesamt, die Deutsche Bundesbank und die Bundesanstalt für Arbeit, die saisonbereinigte Reihen — wenn auch mit unterschiedlichen Verfahren — berechnen und veröffentlichen. In anderen Ländern sind es entsprechende Institutionen. Auch auf der Ebene internationaler Organisationen, wie beispielsweise bei den EG und der OECD, wird mit solchen Methoden gearbeitet. Es ist inzwischen unbestritten, daß, trotz einer Fülle noch nicht gelöster Probleme, die heute gebräuchlichen Bereinigungsverfahren doch überwiegend zu recht brauchbaren Ergebnissen führen. Dies ist im wesentlichen dem Einsatz elektronischer Rechenanlagen zu verdanken, der es ermöglichte, die Ansätze wesentlich zu verfeinern, ohne daß der dadurch erforderlich werdende hohe Rechenaufwand relevant wurde. Trotzdem gibt es Fälle oder Situationen, in denen saisonbereinigte Reihen, gemessen an subjektiven Erwartungen und im Vergleich mit anderen Konjunkturindikatoren, zu scheinbar unplausiblen Ergebnissen führen. Ein solcher Fall soll hier am Beispiel der Statistiken der Arbeitslosen und der offenen Stellen demonstriert werden. Das Ergebnis wird zeigen, daß bestimmte Reihen, deren Charakteristika unten näher erläutert werden, auch heute noch nicht immer zufriedenstellend bereinigt werden können.

2. Problemkreise der Saisonbereinigung

Die bei der Entwicklung von Saisonbereinigungsverfahren zu bewältigenden Probleme wurden im Laufe der Zeit mit unterschiedlichen Schwerpunkten und unterschiedlicher Intensität diskutiert. Ohne eine Systematisierung dieser Probleme vornehmen zu wollen, können doch drei Problemkreise hervorgehoben werden, die jeweils im Mittelpunkt des Interesses standen. Es sind dies die

Modellspezifikation,
Schätzproblematik,
Gütekriterien.

* Manuskriptabschluß: April 1975

¹⁾ Vgl. hierzu Bruckmann, Gerbard u. Johann Pfanzagl: Literaturbericht über die Zerlegung saisonabhängiger Zeitreihen; in: Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik, Band IV, Januar 1960, Heft 3, Seite 301 ff.

²⁾ Vgl. z.B. Fürst, Gerbard u. Hans Spilker: Störungen der kurzfristigen Wirtschaftsbeobachtung durch jahreszeitliche und andere wiederkehrende Einflüsse; in: Wirtschaft und Statistik, 9. Jahrgang N. F., 1957, Seite 199 ff.

Diese Problemkreise überschneiden sich teilweise (bestimmte statistische Schätzverfahren setzen bestimmte Modellannahmen voraus). Für den hier verfolgten Zweck genügt jedoch die vorgenommene Gliederung.

2.1 Die Modellspezifikation

Die Analyse wirtschaftlicher Phänomene setzt ihre modellhafte Strukturierung voraus. Hierunter versteht man die Definition aller relevanten Einflußfaktoren und deren funktionale Verknüpfung. Diese realwissenschaftliche Modellbildung kann, falls für die Analyse Methoden der schließenden Statistik verwendet werden, um wahrscheinlichkeitstheoretisch fundierte Modellteile ergänzt werden. Das einer Zeitreihenzerlegung zugrunde zu

$$O = f(A_1, A_2, \dots, A_n)$$

mit O = beobachteter Zeitreihenwert
 A_1, A_2, \dots, A_n = Komponenten der Zeitreihe.

Solche Komponenten können z.B. sein:

Trendkomponente
 Strukturkomponente
 Konjunkturkomponente
 Saisonkomponente
 Restkomponente.

Je nach dem substantiellen Inhalt der beobachteten Zeitreihe können mehr oder weniger oder auch andere Komponenten von Bedeutung sein.

Die überwiegende Zahl der Saisonbereinigungsverfahren definiert drei Komponenten, und zwar

T = glatte Komponente (sie faßt z.B. die Trend-, Struktur- und Konjunkteinflüsse zusammen, die im allgemeinen einen glatten Verlauf nehmen)
 S = Saisonkomponente
 I = Rest- oder Irregulärkomponente.

Damit reduziert sich das Modell auf die Größen

$$O = f(T, S, I).$$

Diese Größen können nun unterschiedlich miteinander verbunden sein. Übliche Ansätze sind

$$(1) \quad O = T + S + I$$

$$(2) \quad O = T \cdot S \cdot I$$

^{*)} Vgl. z.B. *Wetzel, Wolfgang*: Statistische Methoden der Zeitreihenanalyse und ihre praktischen Anwendungsmöglichkeiten; in: Allgemeines Statistisches Archiv, 1/1969, Seite 3 ff.

^{*)} Vgl. z.B. *Schäffer, Karl August*: Beurteilung einiger herkömmlicher Methoden zur Analyse von ökonomischen Zeitreihen; in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, 1970, Seite 131 ff.

^{*)} Vgl. dazu *Lauenstein, Helmut*: a.a.O., Seite 53 ff.
Schäffer, Karl August u. *Wolfgang Wetzel*: Vergleich der „Census-Methode“ und des „Berliner Verfahrens“ zur Analyse ökonomischer Zeitreihen; in: Konjunkturpolitik, 1971, Nr. 1, Zeitschrift für angewandte Konjunkturforschung, 17. Jahrgang, Seite 43 ff.
Lauenstein, Helmut: Statistische Probleme bei Saisonschwankungen; Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Band 32, Meisenheim am Glan 1969.
Tiede, Manfred: Die Problematik der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen — gezeigt am Beispiel der Methoden des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften und der Deutschen Bundesbank; Freiburg i. Br., ohne Jahr.

Karr, Werner: Die Saisonbereinigung der Arbeitslosenstatistik — Ein Vergleich — Wiesbaden 1973.

^{*)} Vgl. *Lovell, M. C.*: Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis; in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 58, 1963, Seite 993 ff.

^{*)} Solche Kriterien wurden entwickelt und vorgeschlagen von der „Arbeitsgemeinschaft Zeitreihenanalyse“, der Mitglieder der mit Bereinigungsverfahren arbeitenden Institutionen und des Hochschulbereichs angehören. Besonders hervorzuheben ist hierbei der von *Schäffer* vorgeschlagene Test zur Diagnose von Wendepunkten. (Dieser Test wurde inzwischen modifiziert. Vgl. *Schäffer, Karl August*: Vergleich der Effizienz von Verfahren zur Saisonbereinigung einer Zeitreihe; Referat, gehalten auf der Tagung des Ausschusses Neuere Statistische Methoden am 21. 5. 1975 in Regensburg.)

Die Zerlegung der Originalwerte in diese Komponenten erfordert nun, unabhängig von der gewählten Form der Verknüpfung, weitere Annahmen wie z.B. die Definition von T , das Verhalten von S im Zeitablauf bzw. in Abhängigkeit von anderen Größen und Annahmen über die Eigenschaften von I . Die Bedeutung dieser Annahmen für die Ergebnisse der Saisonbereinigung soll noch ausführlich dargestellt werden.

2.2 Die Schätzproblematik

Während bei der traditionellen Methodenentwicklung die oben erwähnte mehr realwissenschaftlich orientierte Modellspezifikation den Schwerpunkt wissenschaftlicher Erörterungen bildete, hat sich dieser heute zunehmend auf das Gebiet der statistischen Schätzverfahren verlagert. Dabei ist zu beobachten, daß die angebotenen Zerlegungsverfahren, die früher ausschließlich dem Gebiet der beschreibenden Statistik zuzuordnen waren, heute zunehmend wahrscheinlichkeitstheoretisch fundiert werden. Dies erfordert entsprechende Annahmen über die einzelnen Zeitreihenwerte, die der Theorie der stochastischen Prozesse entnommen werden. Die Konstruktion von geeigneten Zerlegungsverfahren (Filter) gestattet es schließlich, die Wirkungsweise der Verfahren mit Hilfe mathematisch-statistischer Kriterien (Transferfunktion) zu beurteilen. So stehen also heute mehr die Theorie der stochastischen Prozesse und die Spektraltheorie im Mittelpunkt des wissenschaftlichen Interesses³⁾. Dem zugrundeliegenden realwissenschaftlichen Zeitreihenmodell wird dagegen nur noch insoweit Beachtung geschenkt, wie es zur Verträglichkeit zwischen Schätzprinzipien und Modellannahmen erforderlich ist.

2.3 Gütekriterien

Wie schon kurz angeführt, kann für Bereinigungsverfahren, die nach bestimmten, hier nicht näher zu erläuternden Prinzipien konstruiert sind, die Wirkungsweise mit Hilfe mathematisch-statistischer Kriterien geprüft werden. Es liegt natürlich auf der Hand, daß diese Beurteilungsmaßstäbe nur Aussagen innerhalb des gewählten und spezifizierten Modells erlauben bzw. eine hohe Identität zwischen Modell und empirischem Sachverhalt voraussetzen. Ihre alleinige Verwendung zur Beurteilung von Saisonbereinigungsverfahren konnte sich deshalb in der Praxis auch nicht durchsetzen (es muß auch *nochmals* darauf hingewiesen werden, daß die hier *gemeinten* Transferfunktionen nicht für jedes Bereinigungsverfahren berechnet werden können).

Die Frage nach der relativen Güte eines Bereinigungsverfahrens hat deshalb in letzter Zeit verstärkt zur Frage nach geeigneten Beurteilungskriterien und zu danach durchgeführten Vergleichsverfahren geführt⁴⁾.

Solche Beurteilungskriterien sind z. B.

- die bereits erwähnte Transferfunktion
- andere auf der Spektraltheorie basierende Kriterien⁵⁾
- die — zum Teil widersprüchlichen — Konsistenzbedingungen nach *Lovell*⁶⁾
- empirisch pragmatische Ansätze, wie beispielsweise die Stabilität der letzten Reihenwerte, die Sicherheit in der Diagnose von Wendepunkten, Verteilung der Restkomponente usw.⁷⁾.

3. Modellspezifikation

Die Ausführungen zu den drei Problemkreisen sollten zeigen, welche Gebiete bei der Entwicklung und Modifizierung von Saisonbereinigungsverfahren schwerpunktmäßig bearbeitet werden. Es wurde dazu bereits gesagt, daß z. Z. eigentlich nur die beiden letztgenannten Punkte größere Beachtung erfahren und wissenschaftlich diskutiert werden. Dem Problem der mehr realwissenschaftlich orientierten Modellstruktur wird dagegen vergleichsweise geringe Aufmerksamkeit geschenkt. Wie stark die Qualität der Ergebnisse aber gerade von diesem letzten Punkt abhängt (zumindest für einige Reihen), sollen die folgenden Ausführungen zeigen.

3.1 Historischer Überblick

Es ist nicht beabsichtigt, hier eine ausführliche Darstellung der früher entwickelten und angewendeten Saisonbereinigungsverfahren zu geben, sondern lediglich die in den einzelnen Etappen zugrunde gelegten typischen Modellvorstellungen der Zeitreihenstrukturen aufzuzeigen⁸⁾. Dabei ist zunächst festzuhalten, daß in der substantiellen Definition der Reihenkomponente zwischen den historischen und den heute gebräuchlichen Verfahren praktisch kein Unterschied besteht.

Es werden definiert:

- eine Trendkomponente
 - eine zyklische Komponente
 - eine saisonale Komponente
 - eine irreguläre oder Restkomponente.
- } glatte
} Komponente

Inhaltlich stimmen die Definitionen aus den unterschiedlichen Entwicklungsstufen fast wörtlich überein:

Der Trend bezeichnet die langfristige Grundrichtung, die von zyklischen Schwankungen überlagert wird. Die Saisonkomponente wird als regelmäßig wiederkehrende Schwankung der Reihe mit einer Periodenlänge von 12 Monaten bezeichnet. Die Restkomponente soll alle anderen nicht erfaßten Einflüsse enthalten. (In neuerer Zeit wird der Restkomponente häufig der Charakter einer Zufallsgröße unterlegt.)

Weiterhin ist praktisch den alten und neuen Verfahren gemeinsam, daß die oben gegebene vage Definition zu einer „inneren“ Reihenzerlegung (Wald) nicht ausreicht. Über die Komponenten müssen zusätzliche Annahmen gemacht werden, etwa der Art, daß der Trend als gleitender Zwölfmonatsdurchschnitt, als Polynom zweiten, dritten oder noch höheren Grades unter Berücksichtigung entsprechender Stützbereiche geschätzt werden kann. Zusätzliche Annahmen müssen mindestens auch noch für die Saisonkomponente gemacht werden. Sie sind Gegenstand der folgenden Ausführungen.

Es muß dabei noch darauf hingewiesen werden, daß die allgemein übliche Unterscheidung der Komponentenverknüpfungen in additiv einerseits und multiplikativ

andererseits für die folgende Betrachtung ohne Belang ist. Die Darstellung der Probleme an nur einer dieser Modellvorstellungen läßt sich unmittelbar auf die andere übertragen.

Im folgenden wird, ohne daß damit eine Wertung vorgenommen wird oder eine Priorität gesetzt werden soll, *beispielhaft* eine additive Komponentenverknüpfung unterstellt.

Das traditionelle und in seinen Grundzügen auch heute noch anzutreffende Bereinigungsverfahren kann dann folgendermaßen dargestellt werden:

$$O_t = T_t + S_t + I_t \quad t = 1, \dots, N$$

Eine irgendwie geschätzte Trendkomponente \hat{T}_t ($t = 1, \dots, N$), (auf die Problematik der Trendschätzung soll hier nicht eingegangen werden), wird von den Originalwerten abgezogen.

$$O_t - \hat{T}_t = (\hat{S}_t + \hat{I}_t)$$

Die verbleibenden Werte werden nach Monaten geordnet; ihr Mittelwert stellt, nach einer Normierung, die der Bedingung

$$\sum_{i=1}^{12} S_i = 0$$

genügt, die Saisonnormale (Saisonveränderungszahl)⁹⁾ des entsprechenden Monats dar.

$$S_i = \underbrace{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n S_{ij}}_{\text{Mittelwert für Monat } i} - \underbrace{\frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n S_{ij} \right)}_{\text{Normierung}} \quad \begin{matrix} i = \text{Monate} \\ j = \text{Jahre} \end{matrix}$$

Vorausgesetzt wurde also $S_i = s_i + 12$. Es liegt auf der Hand, daß wirtschafts- und sozialstatistische Reihen, deren Entwicklung auch in saisonaler Hinsicht ständigem wirtschaftspolitischen Einfluß unterworfen sind, nur in ganz geringem Maße dieser Modellvorstellung entsprechen¹¹⁾. Vielmehr ist anzunehmen, daß auch die saisonale Komponente in Abhängigkeit von anderen Größen, primär von der Zeit, variiert. Diesem interessanten Fall und seinen Implikationen gelten die folgenden Erörterungen.

3.2 Heute gebräuchliche Strukturen

Zunächst sind zwei Begriffe zu klären, die in den weiteren Ausführungen von Bedeutung sind: Es handelt sich dabei um die *Amplitude des Saisonausschlags* und um die *Saisonfigur*.

Die oben behandelte *starre* Saisonkomponente ist sowohl ihrer absoluten Größe nach für gleichnamige Monate als auch bezüglich ihrer Relation zwischen den Monaten über alle Jahre hinweg konstant. Der erste Fall, nämlich die absolute Größe oder der Saisonausschlag stellt die *Amplitude* der Saisonbewegung dar. Als *Saisonfigur* bezeichnet man die Relationen der monatlichen Saisonkomponenten zueinander.

Die Entwicklung von der starren zur beweglichen Saisonkomponente hat sich in zwei Etappen vollzogen: Zunächst wurde nur eine Änderung der Amplitude bei Konstanz der Saisonfigur zugelassen. Erst die neueren Verfahren erlaubten auch eine Veränderung von Amplitude und Saisonfigur.

⁸⁾ Ältere Verfahren sind ausführlich dargestellt in: Donner, Otto: Die Saisonschwankungen als Problem der Konjunkturforschung; Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 5, Berlin 1928. Vgl. dazu auch Wald, A.: Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen, Wien 1936. ⁹⁾ Vgl. Donner, Otto: a.a.O., Seite 38 S.

¹⁰⁾ Vgl. z. B. Pfanzagl, Johann: Allgemeine Methodenlehre der Statistik, Band I, 4. Auflage, 1967, Seite 135.

¹¹⁾ Bei den Reihen über den Arbeitsmarkt haben arbeitsmarktpolitische Maßnahmen wie die Einführung von Winterbau und Schlechtwettergeld solche Veränderungen des saisonalen Verhaltens bewirkt. Aber auch die im Zeitablauf sich verändernde Zusammensetzung der Aggregate bewirkt eine Veränderung der Saisonkomponente.

Während für die konstante oder starre Saisonkomponente in dem Ansatz

$$O = T + S + I$$

die Beziehung

$$S_i = S_{i+12}$$

für alle i gilt, wird im Modell der variablen Amplitude aber konstanten Saisonfigur der Ansatz

$$O = T + aS' + I$$

unterstellt.

Das heißt, die Saisonkomponente eines Monats kann sich von Jahr zu Jahr ändern.

$$S_{ij} = S_{iaij}.$$

Für die Saisonkomponente gilt dabei

$$S(t) = a(t) S'(t),$$

mit $S'(t)$ als periodischer Funktion der Periodenlänge 12 und dem Mittelwert 0 und $a(t)$ als Funktion der Zeit, die ihren Wert nur „langsam“ ändert¹²⁾.

Damit ist eine Änderung der Amplitude zugelassen. Die Saisonfigur selbst bleibt allerdings konstant. Dies bedeutet, daß z.B. saisonale Höchst- und Tiefpunkte jeweils im gleichen Monat liegen müssen. Da auch diese Modellvorstellungen nicht jeder wirtschaftsstatistischen Reihe genügend Rechnung trugen, wurden schließlich Modelle mit variabler Amplitude und Saisonfigur entwickelt. Dabei sind zwei grundsätzlich verschiedene Ansätze gewählt worden: Zum einen wurde die allmähliche Änderung der Saisonkomponente als Funktion der Zeit betrachtet

$$S_{ij} = f_i(t), \quad \begin{array}{l} i = \text{Monate} \\ j = \text{Jahre} \end{array}$$

zum anderen wurde eine Abhängigkeit der Saisonkomponente von der Trendkomponente unterstellt

$$S_{ij} = f_i(T_{ij}).$$

Die Ansätze sind auch kombiniert worden, etwa in der Weise, daß die Saisonkomponente in Abhängigkeit von beiden Größen betrachtet wird

$$S_{ij} = f_{ij}(t, T_{ij}).$$

Ein linearer Ansatz könnte z.B. folgende Form haben:

$$S_{ij} = a_i + b_i T_{ij} + c_i t + d_i T_{ij} t$$

Von den dem Verfasser bekanntgewordenen, heute angewendeten Verfahren verwenden alle bis auf eine Ausnahme den zuerst aufgeführten Ansatz, in welchem eine langsame Veränderung der Saisonkomponente in Abhängigkeit ausschließlich von der Zeit zugelassen wird. Nur das heute von einigen Wirtschaftsforschungsinstituten verwendete Verfahren ASA II arbeitet bei der Schätzung der Saisonkomponente alternativ mit den linearen Ansätzen

$$\begin{array}{l} S_{ij} = a_i + b_i t \\ S_{ij} = a_i + b_i T_{ij}, \end{array}$$

wobei die jeweilige Auswahl nach dem Bestimmtheitsmaß erfolgt^{13) 14)}.

¹²⁾ Vgl. z. B. *Wald, A.*: a.a.O., Seite 80 ff.

¹³⁾ Vgl. *Goldrian, Georg*: Eine neue Version des ASA-II-Verfahrens zur Saisonbereinigung von wirtschaftlichen Zeitreihen; in: *Wirtschaftskonjunktur*, 4/1973, Seite 26 ff.

¹⁴⁾ Es soll hier noch darauf hingewiesen werden, daß auch in dem heute vom Statistischen Amt der Europäischen Gemeinschaften (SAEG) verwendeten Verfahren, das von *Bongard* entwickelt und von *Mesnage* modifiziert wurde, eine Berücksichtigung der Abhängigkeit von Saison- und Trendkomponente erfolgt. In diesem Verfahren werden die durch die Anwendung von gleitenden Durchschnitten verlorengegangenen Werte am Reihende regressionsanalytisch ergänzt, wobei im Regressionsansatz der Beziehung $S_{ij} = f_i(T_{ij})$ Rechnung getragen wird. Vergleiche dazu *Mesnage, M.*: *Elimination des variations saisonnières — La Nouvelle methode de l'OSCE*; in: *Statistische Studien und Erhebungen, SAEG*, 1968/1, Seite 7 ff.

3.3 Implikationen

Obwohl also fast alle neueren Saisonbereinigungsverfahren ausschließlich die allmähliche Veränderung der Saisonkomponente nur in Abhängigkeit von der Zeit zulassen, sind viele Fälle bzw. Reihen denkbar und auch vorhanden, bei denen aufgrund der Wahl eines additiven oder multiplikativen Modellansatzes bereits Trendabhängigkeit der Saisonkomponente besteht. Dies ist immer dann der Fall, wenn bei einer unabhängigen Saisonkomponente eine multiplikative Komponentenverknüpfung vorgenommen wird und die Situation $T_t \neq T_{t+\tau}$ eintritt (d. h. wenn die glatte Komponente T_t im Zeitablauf nicht konstant bleibt) bzw. wenn beim Vorhandensein einer Proportionalität zwischen Trend- und Saisonkomponente eine additive Zerlegung vorgenommen wird (auch hier $T_t \neq T_{t+\tau}$ vorausgesetzt). Dies ist aber deshalb kein ernsthaftes Problem, weil die heutigen Verfahren entweder in beiden Versionen angeboten werden (wie etwa das Census-Verfahren) bzw. über die Logarithmierung der Originalwerte eine weitgehende Stabilität der Saisonkomponente und damit die jeweilige adäquate Zerlegung erreicht werden kann.

Die multiplikative oder additive Verknüpfung der Komponenten ist insoweit kein substantielles Problem. Sie dient lediglich dazu, eine gewisse Stabilität der Saisonkomponente gleichnamiger Monate über die Zeit hinweg zu gewährleisten. Allerdings ist bisher unterstellt worden, daß entweder eine weitgehende Unabhängigkeit oder aber eine weitgehende Konstanz der Proportionalität zwischen Saison- und Trendkomponente besteht. Probleme tauchen nämlich erst dann auf, wenn diese Voraussetzungen nicht mehr gelten, wenn also die Saisonkomponente sowohl im multiplikativen wie auch im additiven Ansatz in Abhängigkeit vom Trend stark variiert. Dieser Fall soll hier allein als trendbestimmte Saisonvariation, also als eine Saisonvariation, die nicht mehr durch die Wahl des jeweils anderen Zerlegungsansatzes beseitigt werden kann, bezeichnet werden. Reihen mit diesen problematischen Eigenschaften sind grundsätzlich solche, die eine hohe Variabilität in der Trendentwicklung aufweisen müssen, was bei wirtschaftsstatistischen Zeitreihen glücklicherweise nicht allzu häufig der Fall ist. Neben Reihen auf der Basis von Veränderungsraten gehören hierzu allerdings auch die konjunkturpolitisch bedeutsamen Statistiken über den Arbeitsmarkt: Beschäftigung, Arbeitslosigkeit und offene Stellen.

Tritt in solchen Reihen eine starke und schnelle Veränderung im Trendniveau auf, die aufgrund der genannten Abhängigkeit auch die Saisonkomponente verändert, so sind die Rechenverfahren im allgemeinen nicht in der Lage, diese Veränderung in vollem Umfang auf die Saisonkomponente zu übertragen. Vielmehr werden diese Werte häufig als Extremwerte (wegen der raschen Veränderung) ausgeschaltet. Die endgültig geschätzte Saisonkomponente wird dann nur im Sinne einer allmählichen gleitenden Veränderung bestimmt. Der in dieser Weise falsch geschätzte Fehler in der Saisonkomponente findet sich schließlich spiegelbildlich in der saisonbereinigten Reihe.

4. Empirische Ergebnisse

Mit den beiden Statistiken über Arbeitslose und offene Stellen soll anschließend demonstriert werden, wie sich eine schnelle und gravierende Trendänderung (Niveauverlagerung) auf die Schätzung der Saisonkomponente

auswirkt und wie evtl. größere Verzerrungen in der Saisonbereinigung verhindert werden können.

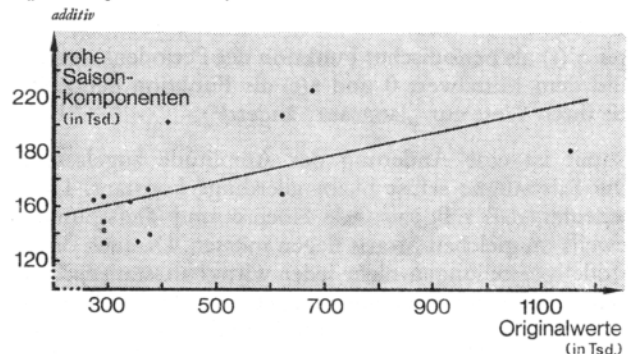
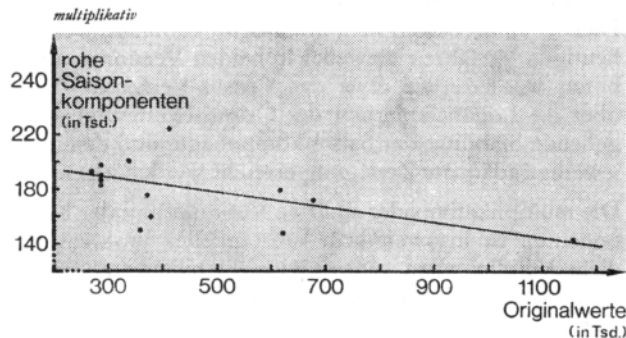
Den folgenden Berechnungen liegt zunächst das offiziell von der Bundesanstalt für Arbeit verwendete Census-Verfahren zugrunde, in dem, wie oben schon angedeutet, die Saisonkomponente als Funktion der Zeit geschätzt wird.

Würden die Reihen dem additiven oder multiplikativen Modell voll entsprechen, müßten sich die ungeglätteten Saisonkomponenten (als absolute Größe oder als Faktoren) als von den Originalwerten oder der Trendkomponente unabhängig erweisen. Sie dürften — dem Zerlegungsmodell entsprechend — nur eine irreguläre und

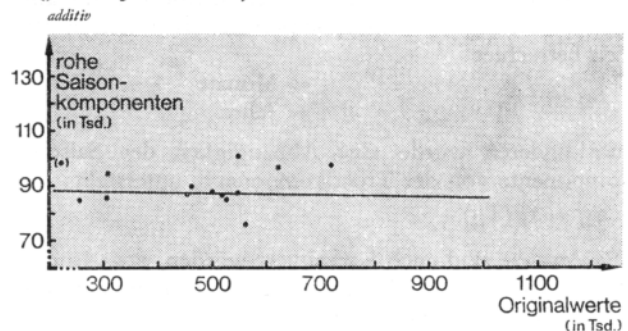
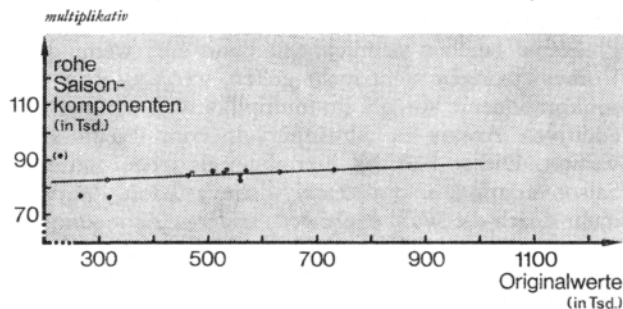
eine zeitabhängige Variation aufweisen. Die folgenden Schaubilder sollen einen ersten Überblick über die Variation der ungeglätteten Saisonkomponenten in Abhängigkeit von den Originalwerten vermitteln.

Trägt man dazu die (ungeglätteten) S + I bzw. SI-Komponenten als Funktion der Originalwerte in einem Koordinatensystem auf, so müßten die Werte in jedem passenden Modell um eine waagrechte Linie schwanken. Darin käme zum Ausdruck, daß die Abweichungen von der waagrechten Linie nur zufälligen Charakter haben, also von der Komponente I oder durch die zugelassene langsame Veränderung im Zeitablauf herrühren, nicht aber von der Höhe der Originalwerte abhängen.

Arbeitslose, 1962 bis 1975 (jeweils Januarwerte)



Offene Stellen, 1962 bis 1975 (jeweils Januarwerte)



Die Schaubilder zeigen S + I und SI-Komponenten der Arbeitslosen und offenen Stellen für den Monat Januar, jeweils nach einem additiven und einem multiplikativen Ansatz zerlegt. Es wird auf den ersten Blick deutlich und läßt sich auch rechnerisch nachweisen, daß die S + I und SI-Komponenten bei den Arbeitslosen in beiden Zerlegungen eine deutliche Abhängigkeit von den Originalwerten aufweisen, bei den offenen Stellen paradoxerweise in beiden Fällen nicht, obwohl die Situation $T_t \neq T_{t+\tau}$ vorliegt. Darauf wird nachher noch einzugehen sein.

Bei den Arbeitslosen ist jedenfalls offensichtlich weder eine strenge Proportionalität zwischen glatter Komponente bzw. die Unabhängigkeit der SI-Komponente von den Originalwerten gegeben — bei zunehmender Arbeitslosigkeit wird die Relation $\frac{O}{T} = SI$ (für $O > T$)

kleiner — noch ist der absolute Saisonanteil konstant — bei zunehmender Arbeitslosigkeit wird der Ausdruck $O - T = S + I$ (für $O > T$) größer. Die linearen Regressionsbeziehungen für den Ansatz $SI = a + bO$ bzw. $S + I = a + bO$ lauten:

$$SI = 204,8 - 0,054 O ; F_{1,12} = 5,96$$

$$S + I = 133,7 + 0,089 O ; F_{1,12} = 6,69$$

Bei den offenen Stellen ist weder per Augenschein eine solche Abhängigkeit zu erkennen, noch läßt sich rechnerisch diese Abhängigkeit signifikant ermitteln. Allerdings müßte mindestens eines der gewählten Zerlegungsmodelle bei der Situation $T_t \neq T_{t+\tau}$ zu den oben erwähnten Ergebnissen führen. Die entsprechenden Regressionsgleichungen lauten hier:

$$SI = 80,6 + 0,008 O ; F_{1,12} = 1,27$$

$$S + I = -88,9 - 0,003 O ; F_{1,12} = 0,04.$$

Beachtet man jedoch, daß gerade bei Kleinstquadratschätzungen ein extremer Wert die Ergebnisse unverhältnismäßig stark beeinflussen kann und betrachtet man unter diesen Gesichtspunkten einmal den Wert für Januar 1975 (es ist dies die Kombination 221: — 99 bzw. 221: 91,6) so relativiert sich dieser Eindruck:

Ohne Berücksichtigung dieses Wertes besteht ein hochsignifikanter Zusammenhang zwischen SI-Werten und Originalwerten im multiplikativen Modell; im additiven Modell besteht weiterhin Unabhängigkeit. Die Regressionsgleichungen lauten in diesem Fall

$$SI = 74,2 + 0,020 O ; F_{1,12} = 20,72$$

$$S + I = -82,3 - 0,015 O ; F_{1,12} = 1,01.$$

Das heißt aber zusammenfassend, daß für die offenen Stellen bis auf die Entwicklung in den letzten Monaten das additive Modell der adäquate Zerlegungsansatz war, wogegen bei den Arbeitslosen bereits über einen längeren Zeitraum hinweg eine deutliche Variation der Saisonkomponente in Abhängigkeit von der Trendkomponente zu beobachten ist, die Wahl des Zerlegungsansatzes also nicht mehr so eindeutig möglich ist. Oder mit anderen Worten: Bei den offenen Stellen wird die Wahl des Ansatzes erst ab einem bestimmten Reihenniveau kritisch, bei den Arbeitslosen dagegen ist die Abhängigkeit bei beiden Modellen auf praktisch jeder Ebene beobachtbar. (Es muß hier angemerkt werden, daß diese Abhängigkeiten der Saisonkomponente von der glatten Komponente für jeden Monat anders ausfallen werden und für manche Monate möglicherweise gar nicht vorhanden sein werden. Der Monat Januar wurde exemplarisch ausgewählt, weil sich hier die Probleme besonders deutlich darstellen lassen.)

Damit stellt sich aber die grundsätzliche Frage, nach der in solch kritischen Phasen geeignetsten Saisonbereinigung. Dies ist aber nur vordergründig eine Frage nach einem geeigneten Verfahren, dahinter steht vielmehr die Frage nach dem diesen Verfahren zugrundeliegenden Modellannahmen. Wie hier gezeigt wurde, müßte das geeignete Zerlegungsmodell zumindest auch eine Beziehung $S_{ij} = f(T_{ij})$ neben anderen Beziehungen enthalten. Es müßte weiterhin geklärt werden, welche Form diese Beziehung hat. Bei den o.a. Berechnungen wurde ein linearer Ansatz der Art $S_{ij} = a_i + b_i T_{ij}$ gewählt. Es ist zumindest denkbar, daß auch andere Ansätze brauchbare oder gar bessere Ergebnisse liefern.

Nun gibt es, wie schon erwähnt, ein Verfahren, das mit dem Ansatz $S_{ij} = a_i + b_i T_{ij}$ arbeitet. Es soll hier kurz dargelegt werden, warum auch die mit diesem Verfahren erzielten Ergebnisse einige Mängel aufweisen, obwohl sie, wie noch zu zeigen ist, die gegenwärtige Situation besser meistern als alle anderen Ansätze.

Der erste gravierende Mangel des Verfahrens resultiert aus dem Umstand, daß die Fehlervarianz der Schätzung der Saisonkomponente abhängig ist von der Trendvariation¹⁵⁾. Der Fehler der Schätzung wird um so größer, je geringer die Trendentwicklung im Zeitablauf ausfällt (Stagnationsphase). Diese Situation ist für die Arbeitslosenstatistik eher die Regel als die Ausnahme. Zum zweiten ist eine Kleinstquadrateschätzung gegenüber Extremwerten äußerst empfindlich¹⁶⁾.

Dies führt zu häufigen und gravierenden Änderungen in der saisonbereinigten Reihe bis zurück zu den ersten Werten. Der Umfang solcher Änderungen soll an dem folgenden Beispiel verdeutlicht werden. Es enthält die saisonbereinigten Werte der Arbeitslosen für den Monat Januar von 1962 bis 1974, und zwar einmal aus der Berechnung bis Dezember 1974 und zum anderen aus der Berechnung bis Januar 1975.

Der ersten Bereinigung liegt die Regressionsbeziehung $S_{1,i} = 92,5 + 0,363 T_{1,i}$ zugrunde. Diese ändert sich durch Einbeziehung eines weiteren Januarwertes zu $S'_{1,i} = 125 + 0,205 T_{1,i}$. D. h. die oben gezeigte Entwicklung zu einer stärkeren additiven Zusammensetzung der Komponente kommt deutlich zum Ausdruck. Sie bringt andererseits die

Übersicht 1:

Saisonbereinigte Werte der Arbeitslosen für Januar nach ASA II (in 1000)

Jahr	Bereinigung aus Werten bis Dezember 1974	Bereinigung aus Werten bis Januar 1975
1962	154	140
1963	249	246
1964	183	177
1965	138	129
1966	127	116
1967	403	424
1968	429	460
1969	202	201
1970	141	131
1971	138	129
1972	201	203
1973	176	181
1974	382	411

rungen mit sich. Will man diese negativen Begleiterscheinungen nicht in Kauf nehmen, bleibt zu fragen, wie man mit Modellen, die die zweifelsohne vorhandene Trendabhängigkeit der Saisonkomponente nicht einmal explizit berücksichtigen, zu brauchbaren Resultaten kommt. Dabei kann davon ausgegangen werden, daß die für die Funktion $S_{ij} = f(t)$ konstruierten Anpassungsmechanismen auch für die Funktion $S_{ij} = f(T_{ij})$ wirksam sind, vorausgesetzt, die TU wechseln nur selten das Vorzeichen und verändern sich auch in ein und derselben Richtung nur allmählich. Von diesen beiden Voraussetzungen ist leider nur die erste erfüllt. Dagegen sind, bezogen auf die Reihen der Arbeitslosen und offenen Stellen, die Trendveränderungen in den letzten 12 Monaten rapide erfolgt. Diese schnelle Veränderung erfordert eine hohe Flexibilität bezüglich der Anpassung der Saisonkomponente.

Das oben erwähnte und von der Bundesanstalt für Arbeit verwendete Verfahren Census II, Variante X – 11, sieht für die Schätzung der Saisonkomponente aus $S + I$ bzw. SI -Werten mit Hilfe gleitender Durchschnitte folgende Möglichkeiten vor:

- 3gliedriger gewogener gleitender Durchschnitt
- 5gliedriger gewogener gleitender Durchschnitt (3gliedrigen auf einen 3gliedrigen)
- 7gliedriger gewogener gleitender Durchschnitt (3gliedrigen auf einen 5gliedrigen)
- 11gliedriger gewogener gleitender Durchschnitt (3gliedrigen auf einen 9gliedrigen)
- Durchschnitt aus allen „rohen“ Komponenten (= starre Saisonfigur).

Es ist klar, daß mit zunehmender Länge der (gewogenen) gleitenden Durchschnitte die Anpassung der $S + I$ oder SI -Komponenten unflexibler wird. Andererseits nähert sich eine Schätzung etwa über den nur 3gliedrigen (gewogenen) gleitenden Durchschnitt, der die letzte und aktuellste Saisonkomponente nur noch aus den letzten beiden $S + I$ bzw. SI -Werten ermittelt, schon sehr stark der einfachen Trendschätzung, die der Bildung der $S + I$ bzw. SI -Werte zugrundeliegt. Erklärtes Ziel der Saisonbereinigung ist aber bisher gerade nicht eine

¹⁵⁾ Vgl. Schäffer, Karl August: a.a.O., Seite 154.

¹⁶⁾ Vgl. z. B. Marris, Stephen N.: A Technical Survey of Problems and Methods of Seasonal Adjustment in Europe and North America. With Special Reference to United States Bureau of the Census Method II; in: Seasonal Adjustment on Electronic Computers. Herausgeber: OECD (ohne Jahrgang).

aktuelle Schätzung \hat{T} , sondern der Komponenten $\hat{T} + \hat{I}$ bzw. $\hat{T}\hat{I}^{17}$). Neben der Wahl eines geeigneten gleitenden Durchschnitts — hier eines möglichst kurzen — für die Schätzung der Saisonkomponente \hat{S} stehen im Census-Verfahren weitere Möglichkeiten der Flexibilisierung zur Verfügung. Wie schon erwähnt, werden in der Standardversion bei einer raschen und starken Änderung der Trendkomponente und damit auch einer starken Veränderung der $S + I$ und SI -Komponenten letztere häufig als Extremwerte gekennzeichnet und ausgeschaltet. Dies kann man verhindern, wenn man die für die Ausschaltung maßgebenden Grenzen des c -fachen der Standardabweichungen aller I -Komponenten entsprechend erhöht. Schließlich bestehen noch Eingriffsmöglichkeiten bezüglich der Wahl eines kürzeren oder längeren gewogenen gleitenden Durchschnitts zur Glättung der vorläufig saisonbereinigten Reihe. Den wird man, da eine Verkürzung der gleitenden Durchschnitte bei der Schätzung der Saisonkomponente und anschließender Saisonbereinigung tendenziell in die Nähe der Trendschätzung führt, möglichst nicht zu klein wählen, um die saisonbereinigte Reihe zu stabilisieren.

Alle diese Eingriffe, die der Anpassung an individuelle Eigenschaften der Reihe dienen, sind nicht unproblematisch, zumal sie primär für eine Anpassung bei Reihen gedacht sind, deren Saisonfigur in Abhängigkeit von der Zeit und nicht in Abhängigkeit von der glatten Komponente variiert. Für die Statistiken der Arbeitslosen und offenen Stellen wurde aufgrund der geschilderten Schwierigkeiten, die aus den enormen Trendverlagerungen in beiden Reihen herrühren, seit einigen Monaten von den obengenannten Steuerungsmöglichkeiten Gebrauch gemacht. Und zwar:

- wird der gleitende Durchschnitt zur Schätzung der Saisonkomponente \hat{S} von einem 7gliedrigen auf einen 5gliedrigen gekürzt,
- werden die Sigmagrenzen zur Bestimmung bzw. Gewichtung von Extremwerten von 1,5 s bzw. 2,5 s auf 2,0 s bzw. 3,0 s heraufgesetzt (eine weitere Erhöhung kann notwendig werden),
- wird zur Trendschätzung der 13gliedrige (anstelle eines 9- oder 23gliedrigen) Henderson Durchschnitt gewählt.

Übersicht 2

Arbeitslose und offene Stellen von Januar 1973 bis Februar 1975, Originalwerte und alternativ saisonbereinigte Werte

Z e i t		A r b e i t s l o s e (in 1 000)										O f f e n e S t e l l e n (in 1 000)							
		bereinigt										bereinigt							
		bis Nov. 1974		bis Dez. 1974		bis Jan. 1975		bis Feb. 1975		Ori- ginal- werte	bis Nov. 1974		bis Dez. 1974		bis Jan. 1975		bis Feb. 1975		
Standard- verfah- ren	modifiz. Verfah- ren	Standard- verfah- ren	modifiz. Verfah- ren	Standard- verfah- ren	modifiz. Verfah- ren	Standard- verfah- ren	modifiz. Verfah- ren	Standard- verfah- ren	modifiz. Verfah- ren		add.	mult.	add.	mult.	add.	mult.	add.	mult.	
1973	Jan.	356	214	226	213	226	229	229	224	229	522	615	617	614	618	614	618	613	615
	Feb.	347	224	232	224	232	221	233	225	233	570	612	619	611	622	611	623	612	623
	März	287	239	242	240	238	235	238	236	238	603	604	610	604	610	603	611	603	611
	April	241	256	247	255	247	254	247	253	247	622	600	601	600	602	600	602	599	602
	Mai	211	261	256	259	255	258	255	258	255	653	603	600	603	600	603	600	603	600
	Juni	201	272	268	272	267	270	268	270	267	674	598	591	599	591	599	591	599	590
	Juli	217	289	283	288	282	285	283	285	283	666	591	585	591	585	591	584	592	584
	Aug.	222	299	293	299	292	295	293	295	293	648	576	569	573	569	573	569	575	568
	Sept.	219	306	300	306	299	303	300	303	300	613	569	570	569	569	569	569	570	568
	Okt.	267	332	323	330	321	327	321	327	321	508	515	519	519	511	518	511	518	513
	Nov.	332	361	351	357	348	352	347	353	347	402	473	463	472	467	472	466	472	464
	Dez.	486	414	401	426	422	415	404	416	403	292	417	371	414	371	416	373	415	378
1974	Jan.	620	376	405	374	403	407	414	395	414	308	400	365	399	366	398	366	398	363
	Feb.	620	403	423	403	423	398	423	409	426	331	373	362	373	365	372	365	374	366
	März	562	471	475	473	467	464	468	465	468	349	352	355	352	355	352	356	351	356
	April	517	547	522	545	521	542	521	541	521	361	340	349	340	349	340	349	339	349
	Mai	457	559	548	555	546	552	546	552	546	367	318	336	318	336	318	336	317	336
	Juni	451	606	594	603	592	598	593	598	592	374	298	326	299	326	299	326	299	325
	Juli	491	651	636	647	635	640	635	640	634	353	278	309	278	309	279	309	280	308
	Aug.	527	709	693	708	691	699	693	698	692	339	267	296	264	296	264	296	266	295
	Sept.	557	777	762	776	759	768	760	767	759	298	254	278	254	278	254	278	255	277
	Okt.	672	834	812	829	805	821	805	821	803	248	254	254	258	249	258	249	257	251
	Nov.	799	872	847	860	837	845	832	848	830	213	283	247	283	249	283	248	283	247
	Dez.	946			837	832	811	787	812	784	194			316	246	317	248	317	254
1975	Jan.	1 154					767	786	741	783	221					311	264	311	260
	Feb.	1 184						786	820	246								290	273

Die offenen Stellen werden außerdem nach dem multiplikativen Ansatz bereinigt. Die folgende Übersicht zeigt die damit erzielten Verbesserungen; sie zeigt aber auch, daß es trotz der Modifikation nicht gelungen ist, die aufgetretenen Probleme voll zufriedenstellend zu lösen.

Bei der Reihe der Arbeitslosen wird mit der alten (Standard-)Version durch die im Winter relativ hohen und im Sommer entsprechend niedrigen Saisonfaktoren

die saisonbereinigte Reihe im Laufe des Jahres 1974 sehr schnell und stark nach oben gezogen. Die saisonbereinigte Reihe gibt damit nur noch die Richtung, nicht mehr aber das Niveau und die Veränderungsgeschwindigkeit der Entwicklung richtig an. Das zum Jahresende 1974 schließlich erreichte hohe Reihenniveau führt in Verbindung mit den hohen Saisonfaktoren der Wintermonate notwendigerweise zu einer Korrektur nach unten, die aber ausschließlich technisch bedingt ist und nicht als Wendepunkt interpretiert werden darf.

Das modifizierte Verfahren verändert die Saisonfaktoren tendenziell in Richtung auf den saisonneutralen Faktor 1

¹⁷⁾ Dies resultiert aus dem Umstand, daß es bisher kaum gelang, zufriedenstellende Trendschätzungen für das aktuelle Reihennende zu erhalten. Nach den von Schäffer vorgelegten Ergebnissen wird diese Position jedoch zu überdenken sein. Vgl. Schäffer, Karl August: Vergleich der Effizienz von Verfahren zur Saisonbereinigung..., a.a.O.

hin. D. h. die Faktoren sind im Winter nicht mehr so hoch und im Sommer nicht mehr so niedrig wie bei der Standardversion. Dies zeigt sich auch in der Entwicklung der saisonbereinigten Reihe, die im Laufe des Jahres 1974 doch etwas langsamer ansteigt und damit ein niedrigeres Niveau erreicht. Trotzdem war auch hier nicht auszuschließen, daß in den Monaten Dezember und Januar (vermutlich noch begünstigt durch den praktisch ausgebliebenen Winter 1974/75) ein ebenfalls verfahrensbedingter Rückgang — wenn auch in deutlich verringertem Ausmaß — zu verzeichnen ist. Das Verfahren ist also trotz der stärkeren Flexibilisierung nicht in der Lage, die aufgetretenen Probleme völlig zu bewältigen.

Bei den offenen Stellen ist im Prinzip der gleiche Vorgang, wenn auch mit umgekehrten Vorzeichen, zu beobachten. Die in Normaljahren bei hohem Niveau geschätzten Saisonanteile werden nicht schnell genug dem stark gesunkenen Niveau angepaßt, was in der additiven

(bis vor einigen Monaten verwendeten) Version bereits von Oktober auf November 1974 zu einem verfahrensbedingten Wendepunkt führt. In dem inzwischen verwendeten multiplikativen Ansatz ist ein — vermutlich richtiger — Wendepunkt in den offenen Stellen erst im Januar eingetreten, wogegen der additive Ansatz hier bereits wieder einen Rückgang induziert.

Abschließend soll noch am Beispiel der Arbeitslosenstatistik dargestellt werden, wie andere Verfahren bzw. andere Ansätze mit den aufgezeigten Problemen fertig werden bzw. welche zusätzlichen Probleme sich dabei ergeben können. Dazu werden verwendet

das Censungsverfahren

multiplikativ

additiv

das ASA-II-Verfahren (additiv) das Verfahren der SAEG (im Grundsatz additiv) das Berliner Verfahren (additiv).

Übersicht 3

Arbeitslose von Januar 1973 bis Februar 1975, Originalwerte und nach verschiedenen Verfahren saisonbereinigte Werte (in 1000)

Z e i t		Ori- ginal- werte	s a i s o n b e r e i n i g t e W e r t e																			
			Census mult. bis				Census add. bis				ASA II bis				SAEG bis				Berliner Verfahren bis			
			Nov. 1974	Dez. 1974	Jan. 1975	Feb. 1975	Nov. 1974	Dez. 1974	Jan. 1975	Feb. 1975	Nov. 1974	Dez. 1974	Jan. 1975	Feb. 1975	Nov. 1974	Dez. 1974	Jan. 1975	Feb. 1975	Nov. 1974	Dez. 1974	Jan. 1975	Feb. 1975
1973	Jan.	356	226	225	229	229	214	212	206	203	176	176	181	181	240	240	240	241	228	211	210	210
	Feb.	347	232	232	233	233	216	213	213	210	185	185	186	191	241	240	241	240	238	238	215	215
	März	287	242	238	238	238	234	235	231	229	223	223	224	224	246	246	246	246	249	249	249	235
	April	241	247	247	247	247	248	247	247	244	249	249	250	250	250	250	241	241	247	247	247	247
	Mai	211	256	255	255	255	254	258	258	257	257	257	260	262	251	251	251	250	242	242	242	242
	Juni	201	268	267	268	267	265	268	270	270	270	270	271	271	258	258	259	257	250	250	250	250
	Juli	217	283	282	283	283	274	276	281	284	293	292	293	293	272	275	276	274	264	264	264	264
	Aug.	222	293	292	293	293	284	285	288	292	305	303	305	305	293	293	299	297	278	278	278	278
	Sept.	219	300	299	300	300	292	289	291	293	311	309	310	312	308	308	310	315	291	291	290	290
	Okt.	267	323	321	321	321	309	317	319	320	337	333	334	335	333	333	334	334	323	323	323	323
	Nov.	332	351	348	347	347	348	350	347	348	349	341	340	342	364	364	365	365	360	360	360	361
	Dez.	486	401	422	404	403	445	434	435	437	404	416	414	415	420	418	419	421	438	438	438	438
1974	Jan.	620	405	403	414	414	478	476	468	464	382	382	411	412	410	405	404	411	475	475	475	475
	Feb.	620	423	423	423	426	490	487	487	483	395	395	401	430	423	415	415	422	490	488	488	488
	März	562	475	467	468	468	509	510	506	503	437	437	443	448	487	494	482	485	511	511	510	509
	April	517	522	521	521	521	523	522	522	519	478	478	485	489	533	535	519	518	516	515	515	514
	Mai	457	548	546	546	546	500	504	504	504	499	498	506	508	524	530	533	526	502	501	501	500
	Juni	451	594	593	593	592	516	518	522	522	552	552	557	562	548	553	558	551	518	519	518	517
	Juli	491	636	635	635	634	549	551	556	559	611	606	612	617	584	584	600	589	552	552	552	554
	Aug.	527	693	691	693	692	590	591	594	599	665	657	662	666	631	626	644	645	589	592	592	595
	Sept.	557	762	759	760	759	631	628	629	633	720	707	710	717	676	675	687	711	633	636	638	640
	Okt.	672	812	805	805	803	714	723	726	726	780	761	762	769	762	758	771	782	719	721	722	724
	Nov.	799	847	837	832	830	815	816	814	815	813	803	803	806	845	841	847	855	824	817	816	815
	Dez.	946		832	787	784		893	894	895		824	819	825		858	854	835		898	897	886
1975	Jan.	1 154			786	783			1 000	995			849	855			878	803			1 008	1 005
	Feb.	1 184				820				1 046				909				858				1 056

Die Ergebnisse der sukzessiven Bereinigungen bis Nov. 74, Dez. 74, Jan. 75 und Febr. 75 enthält Übersicht 3. Sie verdeutlichen nochmals die oben angeschnittenen Probleme: Im rein multiplikativen Modell führen die nicht genügend angepaßten und nur für ein wesentlich niedrigeres Reihenniveau gültigen Saisonfaktoren zu einem starken und nicht adäquaten Ansteigen in den Sommermonaten. Dieser Anstieg verlangsamt sich (auf hohem Niveau) zum Jahresende und führt schließlich in den Monaten Dezember und Januar zu einem verfahrenstechnisch bedingten Wendepunkt. (Der Saisonfaktor von 1,5 im Januar bei allgemein niedriger konjunktureller Arbeitslosigkeit besagt im multiplikativen Modell, daß die saisonale Arbeitslosigkeit im Januar durchschnittlich 50 % über der glatten

Komponente liegt bzw. daß 33⅓% der Gesamt-arbeitslosigkeit saisonal bedingt sind. Es ist natürlich unwahrscheinlich, daß diese Relation bei jeder beliebigen Höhe der Gesamt-arbeitslosen gilt. Vielmehr ist anzunehmen, und das wurde oben auch nachzuweisen versucht, daß mit steigender Arbeitslosigkeit der Prozentsatz — nicht der absolute Anteil — der saisonalen Arbeitslosigkeit sinkt. Da das Verfahren hierauf nicht schnell genug reagiert, vermindert es die Originalwerte um diesen zu hohen Saisonanteil, was zu dem genannten Wendepunkt in der saisonbereinigten Reihe führt.) Genau umgekehrt muß es sich danach beim additiven Ansatz verhalten, was aus den entsprechenden Reihen auch sichtbar wird. Während im multiplikativen Modell bei einer starken Trendverlagerung nach oben Saison-

einflüsse *überschätzt* werden, gilt hier das Umgekehrte. Die additiv bereinigten Reihen steigen in den Sommermonaten nur schwach, zum Jahresende aber beträchtlich an. In den Wintermonaten überschreiten sie die Millionengrenze. So wie im multiplikativen Modell der Saisonanteil überschätzt und zu viele saisonale Arbeitslose herausgerechnet wurden, wird im additiven Modell der Saisonanteil unterschätzt und es werden mithin zu wenig saisonale Arbeitslose herausgerechnet. Die Korrektur in der saisonbereinigten Reihe wird hier vermutlich einige Monate später erfolgen und zu einem entsprechenden verfahrenstechnischen Wendepunkt führen.

Das Verfahren ASA II und das Verfahren des SAEG, die die Trendabhängigkeit der Saisonkomponente in gewisser Weise berücksichtigen, liefern plausiblere Werte, die sich erwartungsgemäß zwischen den rein multiplikativ und rein additiv bereinigten Reihen bewegen. Allerdings haben beide Reihen als Auswirkung der in den Verfahren verwendeten Regressionsschätzungen eine hohe Instabilität gegenüber Neuberechnungen. Zurückliegende Werte werden häufig und in beachtlicher Größenordnung korrigiert.

Insoweit liefert keines der hier verwendeten Verfahren voll zufriedenstellende Ergebnisse.

5. Zusammenfassung

Seit einigen Monaten zeigten sich bei der Saisonbereinigung von Arbeitsmarktstatistiken einige Schwierigkeiten. Insbesondere die saisonbereinigte Reihe der Arbeitslosen lieferte in Entwicklung und Niveau nicht mehr so zufriedenstellende Werte, wie dies in den vorausgegangenen zehn Jahren der Fall war.

Mit den vorstehenden Ausführungen wurde versucht, die Gründe für diese Entwicklung und Möglichkeiten ihrer Beeinflussung darzulegen. Es hat sich dabei gezeigt, daß die aufgetretenen Probleme aus der zu groß gewordenen Diskrepanz zwischen dem dem Bereinigungs-

verfahren zugrundeliegenden Modell und den wirklichen Abhängigkeiten innerhalb dieser Zeitreihen resultieren. Die nachweisbare Abhängigkeit zwischen Saisonkomponente und Reihenniveau wird in den gebräuchlichen Verfahren nicht explizit berücksichtigt. Die als weitgehend (absolut oder relativ) konstant unterstellte Saisonkomponente kann sich nur allmählich im Zeitablauf ändern. Durch die inzwischen eingetretenen starken Trendverlagerungen in den Statistiken über Arbeitslose und offene Stellen sind diese Schwächen der Verfahren sichtbar geworden.

Aber auch Verfahren mit expliziter Berücksichtigung der genannten Abhängigkeit führen nicht zu voll befriedigenden Ergebnissen, wenn auch aus anderen Gründen. Bei ihnen liegt es insbesondere an der verwendeten linearen Regressionsschätzung, die die Ergebnisse der Saisonbereinigung gegenüber Neuberechnungen sehr instabil werden läßt. Eine weitgehende Stabilität zumindest in den letzten Reihenwerten ist aber eine der Hauptforderungen an eine zufriedenstellende Saisonbereinigung. Andere Mängel, die oben kurz angeschnitten wurden, treten hinzu.

Versuche zur Flexibilisierung in einem der gebräuchlichen Verfahren (Census X-11) haben zwar deutliche Verbesserungen gegenüber den Standard-Versionen gebracht, die Probleme aber nicht völlig beseitigen können.

Es ist mithin abschließend festzuhalten, daß für Reihen eines bestimmten Typs, nämlich für solche mit trendabhängiger Saisonkomponente, gegenwärtig keine voll zufriedenstellenden Saisonbereinigungen vorgenommen werden können. Die Probleme mögen zwar bei einer (nicht zu erhoffenden) Stabilisierung des Reihenniveaus bzw. bei einer Rückkehr zum alten Niveau an Gewicht und Bedeutung verlieren, eine grundsätzliche Lösung kann aber nur über entsprechende Änderungen oder Erweiterungen der den Saisonbereinigungsverfahren zugrundeliegenden Modelle herbeigeführt werden.